Niveau(x) d'enseignement: 0 Numéro EDUQ : 8370621
Centre d'intérêt: 300

Rabeau, Yves, 1941-.

Une analyse du processus de détermination des salaires dans le monde des conventions collectives des secteurs de la santé et de l'éducation au Canada / par Yves Rabeau. -- Montréal : Université de Montréal, Département de sciences économiques : Université de Montréal, Centre de recherches en développement économique, [1979?].
47 p. ; 28 cm. -- (Cahier / Université de Montréal, Département de sciences économiques ; Université de Montréal, Centre de recherches en développement économique ; ISSN 0709-9231 ; 8032)

Résumé au début du v.

Cote Dewey: 331.215/R114u Cote LC: HD/4939

Descripteur(s): *Salaire *Convention collective *Relations du travail *Fonction publique *Santé *Education *Primaire (Niveau) *Secondaire (Niveau) *Collégial (Niveau) *Universitaire (Niveau)

Identificateur(s) de nom: *Canada

Identificateur(s) de sujet: *Secteur parapublic

L'article analyse les mécanismes de détermination des salaires chez les travailleurs syndiqués des secteurs de la santé et de l'éducation au Canada. En plus d'examiner l'impact des conditions du marché et de l'inflation sur l'évolution des salaires dans ces secteurs, il analyse l'effet sur les règlements salariaux des mécanismes de négociation (négociations centralisées / négociations décentralisées), des divers aspects de la législation du travail (arbitrage obligatoire, droit de grève, etc.) ainsi que de l'imposition du contrôle des prix et des salaires en octobre 1975.

L'étude porte sur les conventions collectives des secteurs de la santé et de l'éducation pour la période allant de 1974 à 1978. Les données proviennent d'une banque constituée par le ministère du Travail fédéral; cette banque contient toutes les conventions collectives touchant les unités de négociation de 500 employés et plus ainsi qu'environ 70% des conventions impliquant moins de 500 employés.

Le comportement de la croissance des salaires dans les secteurs de la santé et de l'éducation, au cours des dernières années, a été assez différent, et il apparaît difficile d'en tirer des conclusions qui seraient généralisables à l'ensemble du secteur parapublic. Néanmoins, il semble s'avérer dans tous les cas que la combinaison d'un régime centralisé de négociation et du droit de grève contribue à accélérer la croissance des salaires.

Type de document: r

Auteur de l'analyse: ar

E D U Q 837062I

DÉPARTEMENT DE SCIENCE ÉCONOMIQUE
et
CENTRE DE RECHERCHE EN DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUE

CAHIER 8032

UNE ANALYSE DU PROCESSUS DE DETERMINATION DES SALAIRES DANS LE MONDE DES CONVENTIONS COLLECTIVES DES SECTEURS DE LA SANTE ET DE L'EDUCATION AU CANADA[1]

par

Yves Rabeau*

université de montréal
case postale 6128, succursale A, montréal H3C 3J7

E D U Q 837062I

ISSN 0709-9231

CAHIER 8032

UNE ANALYSE DU PROCESSUS DE DETERMINATION DES SALAIRES DANS LE MONDE DES CONVENTIONS COLLECTIVES DES SECTEURS DE LA SANTE ET DE L'EDUCATION AU CANADA[1]

par

Yves Rabeau*

*Professeur titulaire, Département de Sciences Economiques
Université de Montréal.

---

[1]Les résultats apparaissant dans cet article sont tirés d'une étude portant le même titre préparée pour le Centre d'Etude de l'Inflation et de la Productivité du Conseil Economique du Canada. L'auteur remercie donc le Conseil pour son support financier. Pour la rédaction de cet article, l'auteur a aussi bénéficié d'un financement assuré par le Conseil de Recherches en Sciences Humaines du Canada (subvention #410-78-0062). L'auteur remercie d'abord le professeur J.M. Cousineau de l'Université de Montréal qui a fourni divers commentaires et suggestions au moment de la préparation de l'étude. L'auteur remercie également Danielle Lapointe-Babin et Danielle Bilodeau qui ont travaillé à titre d'assistants de recherche sur ce projet. Enfin, l'auteur a aussi bénéficié des commentaires de M. Robert Lévesque autrefois directeur du Conseil Economique ainsi que de deux arbitres anonymes choisis par le Conseil.

Ce cahier est publié conjointement par le Département de Science Economique et par le Centre de Recherche en Développement Economique de l'Université de Montréal.

Résumé

L'objectif de cet article est d'analyser le processus de détermination des salaires chez les travailleurs syndiqués des secteurs de la santé et de l'éducation au Canada.

L'étude porte sur les conventions collectives de ces secteurs pour la période allant de 1964 à 1978. L'augmentation annuelle moyenne (à taux composés) des taux de base des salaires des conventions collectives pour la durée des contrats est d'abord expliquée par l'indice des postes vacants qui reflète la demande excédentaire de main-d'oeuvre sur le marché du travail. Par ailleurs, le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation apparaît aussi comme variable explicative pour capter l'effet des anticipations concernant l'inflation sur l'évolution des salaires. Ces variables apparaissent de façon retardée et sous une forme non-linéaire.

A ce modèle fondamental, nous ajoutons certaines variables pour tenir compte de différents aspects plus particuliers se rapportant au secteur analysé. Nous évaluons notamment l'effet sur la croissance des salaires de facteurs tels que l'indexation, les contrôles des prix et salaires, la législation concernant les relations de travail, la forme des négociations qui peut être ou bien centralisée au niveau d'un gouvernement provincial ou encore décentralisée au niveau des institutions, et enfin la durée des contrats.

Plusieurs résultats intéressants se dégagent de l'estimation empirique. Par exemple, dans le secteur de la santé, la sensibilité de la croissance des salaires aux conditions du marché est faible lorsque les négociations sont centralisées et relativement élevée en régime décentralisé. Par ailleurs, la combinaison d'un régime centralisé de négociation et du droit de grève contribuerait à accélérer la croissance des salaires dans les secteurs analysés.

Introduction

Dans cet article, nous analysons les mécanismes de détermination des salaires chez les travailleurs syndiqués des secteurs de la santé et de l'éducation au Canada. En plus d'examiner l'impact des conditions du marché et de l'inflation sur l'évolution des salaires dans ces secteurs, nous analysons l'effet sur les règlements salariaux des mécanismes de négociation. En particulier, nous tentons de voir si des négociations centralisées au niveau d'un Conseil du Trésor provincial par opposition à des négociations décentralisées affectent le comportement des salaires des travailleurs syndiqués. Nous examinons par ailleurs l'effet de différents aspects de la législation (arbitrage obligatoire, droit de grève et ainsi de suite) du travail se rapportant à ces secteurs sur l'évolution des taux de salaires. Enfin, nous avons aussi évalué l'impact de l'imposition du contrôle des prix et salaires en octobre 1975 sur les règlements salariaux.

1 - Les données

Sources et couverture

La banque de données fournie par le Ministère du Travail du gouvernement fédéral contient toutes les conventions collectives touchant les unités de négociation de 500 employés et plus et environ 70% des conventions impliquant 500 employés et moins. L'échantillon est ainsi un regroupement de données en coupe instantanée (n conventions sont signées à une certaine date) et en série chronologique (la période couverte s'étendant de 1964 à 1978).

Bien que la proportion de travailleurs syndiqués par rapport à l'ensemble de ces derniers ait nettement augmenté sur la période d'analyse, il faut souligner que notre étude ne porte pas sur l'ensemble des travailleurs des secteurs considérés mais examine plutôt le comportement des salaires des travailleurs syndiqués. A cet égard, dans le secteur de la santé, en 1968, nous avons estimé que 21% de l'ensemble des travailleurs étaient couverts par nos données, 62% en 1972 et environ les trois quarts à la fin de la période. Les méthodes de cueillette de l'information ayant été sensiblement modifiées sur la période, nos estimations nous fournissent une indication plutôt qu'un estimation précise quant au degré de couverture du secteur étudié.

Il ne nous a pas été possible de faire un calcul tout à fait comparable pour le secteur de l'éducation parce que l'enquête de Statistique Canada sur les travailleurs du secteur de l'éducation porte sur les établissements primaires et secondaires alors que notre banque de données couvre en plus les travailleurs syndiqués des secteurs collégiaux et universitaires. Toutefois, une comparaison des données de notre banque avec celle de Statistique Canada sur le personnel de l'enseignement à plein temps suggère que le degré de couverture dans le cas du secteur de l'éducation est inférieur à celui de la santé même s'il s'est nettement accru sur la période d'analyse. La couverture serait d'environ 10 points de pourcentage plus faible que dans le cas de la santé et se situerait autour de 65 à 70% de l'ensemble des travailleurs en 1975.

Ainsi donc, la couverture des conventions collectives à l'aide de la banque de données que nous avons utilisée est suffisamment élevée pour que les résultats que nous obtenons soient considérés comme représentatifs du comportement des salaires des travailleurs syndiqués des secteurs de la santé et de l'éducation. En revanche, nous devons être plus prudent quant à considérer les résultats comme représentatifs du phénomène de formation des salaires pour l'ensemble des travailleurs de ces secteurs pour la période retenue. On devra se rappeler que la syndicalisation s'est accrue dans le temps et qu'à la fin de la période échantillonnale, un quart et plus des travailleurs des secteurs étudiés n'était pas syndiqué.

Quelques caractéristiques

Afin d'orienter les spécifications des équations que nous avons estimées, nous avons examiné différents aspects des données de notre échantillon.

On constate d'abord que les taux de croissance des salaires s'accélèrent de façon marquée pour atteindre en général un sommet en 1975 au moment de l'introduction du programme de contrôle des prix et salaires. A partir de 1976, cette poussée dans la croissance des salaires s'atténue et le rythme de progression des taux de base en 1977 et 78 devient inférieur à celui observé au début des années 70. Cette évolution suggère que le contrôle fédéral des prix et salaires aurait contribué à ralentir la progression des salaires dans les secteurs de la santé et de l'éducation au Canada.

D'autre part, on observe une tendance à la baisse de la durée des conventions collectives pour les secteurs étudiés. Cette tendance n'a pas été continue sur la période d'analyse et c'est à partir de 1972 que l'on assiste à une baisse significative de la durée des contrats. Ainsi des contrats de plus courte durée semblent avoir été perçus par les syndiqués comme un moyen de se prémunir contre des variations non anticipées du taux d'inflation.

Par ailleurs, en ce qui a trait aux modes de négociation et aux règlements des contrats de travail, nous remarquons qu'une proportion importante des conventions se signent au stade des négociations directes, particulièrement dans le secteur de la santé, sans qu'ainsi interviennent les mécanismes d'arbitrage ou de conciliation. En fait, le recours à la conciliation ou à l'arbitrage a été plus fréquent dans le secteur de l'éducation. Il me semble pas y avoir de liens apparents entre le stade de règlement et le fait que les conventions collectives soient négociées de façon centralisée (au niveau du Conseil du Trésor d'une province) ou non. Au Québec, la proportion des conventions qui se règlent au stade de la grève dépasse nettement celle observée dans les autres provinces (voir tableaux I et II). D'autre part, il faut souligner que plusieurs contrats qui ont été signés au cours de la période analysée constituent les <u>premières</u> conventions pour divers groupes de travailleurs. Une première convention peut impliquer un changement important dans les rapports de force entre employeurs et employés.

Enfin, l'indexation est un phénomène relativement nouveau dans les secteurs de la santé et de l'éducation. Le Québec a accordé des clauses d'indexation en 1972 alors que celles-ci apparaissent en 1974 dans les autres provinces à l'exception des provinces maritimes où les conventions ne sont pas indexées. Les conventions comportant une clause d'indexation sont plus nombreuses dans le secteur de l'éducation que dans celui de la santé. Le phénomène d'indexation pourra donc jouer un certain rôle dans le comportement des taux de salaire, particulièrement dans le secteur de l'éducation.

En conclusion, les données dont nous disposons pour analyser le processus de détermination des salaires dans les secteurs de l'éducation et de la santé portent sur une période où il y a eu plusieurs bouleversements de nature économique, institutionnelle ou législative. Il s'agit à ce titre d'un échantillon intéressant où plusieurs facteurs de détermination des salaires peuvent être considérés.

2 - Le modèle

Le modèle de base que nous utilisons pour examiner le comportement des salaires des secteurs de la santé et de l'éducation s'inspire des travaux de Wilton,[1] de Wilton et al,[2] et de Cousineau et Lacroix[3] lesquels ont porté sur une banque de données et une structure échantillonnale semblables. Notre modèle comporte une spécification de base auquelle s'ajouteront différentes variables qui dépendent du secteur analysé ou du phénomène particulier que nous avons tenté d'examiner.

L'augmentation annuelle moyenne (à taux composé) des taux de base des salaires des conventions collectives pour la durée du contrat constitue dans tous les cas examinés notre variable dépendante. Dans le modèle de base, nous retrouvons deux variables explicatives, soit une première reflétant les conditions du marché du travail et une seconde portant sur l'effet de l'inflation anticipée. Les conditions du marché du travail peuvent s'apprécier par la demande excédentaire du facteur main-d'oeuvre que l'on peut évaluer par un indice de postes

---

[1] Wilton, D.A., "The Wage Determination Process in Canadian Manufacturing Industries", Department of Labour, Ottawa, 1977.

[2] Wilton, D.A., Auld, D.A.L., Christofides, L.N., Swidinsky, R., "The Impact of the Anti-Inflation Board in Negotiated Wage Settlements", Canadian Journal of Economics, May 1979.

[3] Cousineau, J.-M. et Lacroix, R., "La détermination des salaires dans le monde des grandes conventions collectives : une analyse des secteurs privé et public", Conseil Economique du Canada, Ottawa, 1977.
Cousineau, J.-M. et Lacroix, R., "Wage Determination in the Public and Private Sectors : The Canadian Case", Cahier 77-14, Département de Sciences Economiques, Université de Montréal, 1977.

La demande des services d'éducation et de santé

En plus des conditions économiques générales prises en compte dans notre modèle, nous avons incorporé des variables visant à tenir compte de l'augmentation de la demande de services hospitaliers et scolaires dont la tendance peut être indépendante de la situation conjoncturelle de l'économie. Ainsi lorsque les employeurs accroissent leur capacité de production pour répondre à une demande accrue, il peut y avoir alors des pressions sur le marché du travail. Nous avons utilisé des variables-témoins pour tenir compte de l'évolution de la demande de services hospitaliers et d'éducation.

Secteur hospitalier

Les admissions dans les hôpitaux reflètent la tendance de la demande de services de santé qui est influencée par la croissance de la population, les changements dans les habitudes de celle-ci et aussi par le mode de tarification de ces services. La variable-témoin visant à tenir compte de l'augmentation de la demande de services hospitaliers se présente sous la forme d'une moyenne de l'augmentation des admissions dans les hôpitaux (ADMISS) pour les trois dernières années sur une base provinciale. L'utilisation de cette variable a posé un problème statistique puisque nous disposions de données jusqu'en 1975. Aussi, nous avons estimé notre modèle en tenant compte du phénomène des admissions sur un échantillon allant jusqu'au troisième trimestre de 1975. Ceci concorde par ailleurs avec la période précédant l'application de la législation sur les contrôles. Nous avons réestimé l'équation pour toute la période échantillonnale (jusqu'en 1978) excluant la variable des admissions.

Secteur de l'éducation

Nous avons utilisé les effectifs scolaires (EFFSCOL) dans les secteurs primaire et secondaire comme variable-témoin de la croissance de la demande de services d'éducation. A nouveau, la variable se présente sous la forme de la moyenne de l'augmentation des effectifs sur les trois dernières années sur une base provincial. Les données pour établir cette variable étaient disponibles pour toute la période échantillonnale.

Dans le cas de ces variables tenant compte de la pression de la demande pour les services hospitaliers et d'éducation, le coefficient estimé devrait avoir un signe positif puisqu'une augmentation des pressions de la demande devrait créer des pressions sur la croissance des salaires.

Législation concernant les relations de travail dans les secteurs de la santé et de l'éducation

Nous avons tenu compte de trois facteurs dans la spécification de notre modèle : l'arbitrage obligatoire (AROBL), la conciliation obligatoire (CONOBL) et le droit de grève (DRG). Nous avons également tenu compte de l'effet possible des lois d'exception sur la croissance des salaires.

La prise en compte de ces facteurs se fait à l'aide de variables auxiliaires. Par exemple, la variable AROBL prend la valeur 1 chaque fois qu'une convention particulière est faite sous un régime légal impliquant un arbitrage obligatoire et 0 autrement.

Il est difficile a priori d'anticiper le signe que devraient prendre les coefficients accompagnant ces variables. Il s'agit d'une question plutôt empirique que théorique. Par exemple, il est possible que des groupes de travailleurs dont le pouvoir de négociation n'est pas très considérable bénéficient d'augmentations de salaire plus considérables s'ils sont dans un régime d'arbitrage obligatoire que s'ils ont le droit de grève.[1] On s'attend donc à ce que ces diverses législations agissent différemment selon les secteurs examinés.

Négociations centralisées

Une première approche consiste à ajouter une variable auxiliaire (CENTR) à notre modèle de base afin de capter l'influence que pourrait avoir sur la croissance des salaires un régime de négociation centralisé au niveau d'un Conseil du Trésor provincial. A priori, l'effet de la négociation centralisée sur la progression des taux de base n'est pas sûr. En instituant un système centralisé de négociation, une province introduit des rigidités additionnelles sur le marché du travail et le rapprochement vers une situation de monopole bilatéral s'étend alors au niveau entier d'une province.

---

[1] Voir Gunderson, M., "Wage Determination in the Public Sector", Discussion Paper, Anti-Inflation Board, 1977.
- Christensen, S., "Unions in the Public Sector", Discussion Paper 77-17-3, Simon Frazer University, 1977.

On pourrait s'attendre à ce que l'établissement de telles règles du jeu par l'état tende à renforcer le pouvoir de négociation des syndicats et,en conséquence, à avoir un effet positif sur la croissance des salaires. Mais ce pouvoir dépend aussi d'autres facteurs importants tels que le degré d'essentialité du service rendu, l'attitude du public face aux négociations et également des autres règles du jeu établies par l'état. Ainsi, la négociation centralisée n'aura pas le même effet sur la croissance des salaires selon que les syndiqués ont le droit de grève ou pas.

Aussi, pour mieux évaluer la conjugaison de la négociation centralisée avec d'autres facteurs comme le droit de grève, nous avons réestimé le modèle en y incluant les diverses variables décrites dans cette section sauf la variable auxiliaire concernant la centralisation à l'aide de deux sous-échantillons, l'un regroupant toutes les conventions à négociation centralisée et l'autre ne contenant que des conventions en régime décentralisé. Cette approche va permettre d'apprécier si la croissance du taux de salaire réagit différemment aux diverses variables explicatives selon que l'on est en régime centralisé ou pas. Ainsi, par exemple, on s'attendrait a priori à ce qu'en régime décentralisé, la concurrence entre institutions pouvant jouer, la croissance des salaires soit plus sensible aux variables se rapportant à la conjoncture économique. En revanche, en régime centralisé, on pourrait s'attendre à ce que le rôle de la variable concernant l'inflation soit plus important.

Durée des contrats

Nous avons introduit une variable auxiliaire (AN1) qui prend la valeur 1 pour tout contrat de moins de 18 mois et une seconde variable (AN2) pour tout contrat ayant une durée comprise entre 18 et 29 mois. Enfin aucune variable n'apparaît pour les contrats ayant une durée supérieure à 30 mois afin d'éviter un problème de singularité de la matrice.

Nous avons vu que la période d'accélération de l'inflation qui a commencé en 1973 s'est accompagnée d'une réduction de la durée des contrats. Cette tendance reflèterait le désir des travailleurs d'avoir une plus grande flexibilité pour s'ajuster à l'inflation et, présumément, la croissance des salaires pourrait être plus rapide lorsque les contrats sont de courte durée. Il est plus difficile de prévoir l'inflation sur une période plus longue et à cause de ces incertitudes, on s'attendrait à ce que les employeurs n'accordent de hausses de salaire aussi considérables que dans le cas d'un contrat portant sur une courte période. Aussi, nous nous attendons à ce que le coefficient accompagnant AN1 soit positif et supérieur à celui accompagnant AN2.[1] Par ailleurs, une seconde méthode pour tester l'effet de la durée des contrats sur la croissance des salaires consiste à voir si les coefficients du modèle de base sont affectés par la durée des contrats. Dans ce cas,

[1] Il faut souligner ici que comme dans le cas de l'indexation, dans la mesure où la durée d'un contrat est un élément parmi d'autres sur lesquels porte la négociation d'un contrat de travail, nous utilisons une variable explicative endogène. Le coefficient estimé, la variable "durée" pourra donc comporter un biais d'estimation.

vacants. Pour tenir compte de la relation non linéaire entre la croissance des salaires et la demande excédentaire qui s'explique par la flexibilité en hausse des salaires et leur rigidité en baisse, nous utilisons le carré de l'indice des postes vacants. De plus, l'effet de cette variable se fera sentir en général avec un délai d'adaptation. Le choix des délais est une question empirique que nous traiterons à la section suivante.

Par ailleurs, le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation sert en général de variable pour former les anticipations concernant l'évolution future de l'inflation. Cette variable comporte également un délai d'adaptation que nous préciserons plus loin et elle apparaît au carré dans le modèle afin de tenir compte du phénomène d'accélération des anticipations inflationnistes au fur et à mesure que l'inflation s'accroît. Le modèle de base s'écrit ainsi :

$$\dot{w}_{it} = \beta_0 + \beta_1 NPV^2_{t-N} + \beta_2 \dot{P}^2_{t-N} + u_{it} \qquad (1)$$

où :

$\dot{w}_{it}$: augmentation annuelle moyenne à taux composés des taux de base des salaires au temps t pour l'unité de négociation i;

NPV_{t-N} : nombre de postes vacants au trimestre t-N avant la date de la signature au temps t;

$\dot{P}_{t-N}$: augmentation annuelle moyenne de l'indice des prix à la consommation au Canada au trimestre correspondant à N mois avant la signature de la convention;

u_{it} : erreur aléatoire correspondant à l'observation $\dot{w}_{it}$.

$\beta_1 > 0$ et $\beta_2 > 0$

A ce modèle de base, nous ajoutons différentes variables pour prendre en compte différents phénomènes plus particuliers. Plusieurs de ces variables se présenteront sous la forme d'une variable auxiliaire du type dichotomique. A cet égard, il faut mentionner que l'on doit adjoindre une valeur appropriée à une variable auxiliaire pour chacune des conventions collectives.

Effet de redistribution

Nous avons d'abord ajouté une variable pour tenir compte des changements possibles dans le salaire relatif des secteurs examinés. Ces effets de tassement (ou d'élargissement, selon le cas) des salaires entre les hauts et bas salaires peuvent s'expliquer d'abord par le fait que les syndicats dans les secteurs de la santé et de l'éducation ont pu exercer des pressions sur les rémunérations de façon à ce que le groupe de salariés qu'ils représentent ne voient pas leur position relative se détériorer par rapport à des salaires-repères dans l'économie. Et par ailleurs, il est possible que les employeurs utilisent la politique de rémunération pour faire de la redistribution du revenu au lieu d'utiliser la politique fiscale à cette fin. Pour mesurer ces effets potentiels de redistribution à l'intérieur des secteurs examinés, nous avons choisi comme étalon salarial le salaire minimum de la juridiction dont relève l'unité de négociation. L'effet de tassement dans les

échelles de salaire peut alors être capté par le rapport (SM) entre le taux de salaire minimum et le taux de salaire de base au moment de l'expiration de la convention collective précédente. S'il y a effet de tassement, la valeur du coefficient accompagnant la variable SM sera positive alors que si, au contraire, il y a eu effet d'élargissement, le coefficient serait négatif.

L'indexation

Comme une clause d'indexation donne généralement lieu à des augmentations de salaire additionnelles dans le cours d'une convention, on s'attend à ce que la croissance du taux de base d'une convention collective comportant une clause d'indexation soit, règle générale, inférieure à celle des contrats n'ayant pas cette clause et où, par conséquent, on incorpore au moment de la signature de la convention les anticipations futures concernant l'inflation. Pour vérifier l'effet de l'indexation sur la progression du taux de base, nous avons utilisé une variable auxiliaire prenant la valeur 1 chaque fois qu'une convention comporte une clause d'indexation et la valeur 0 autrement. Nous anticipons ainsi que le coefficient accompagnant cette variable auxiliaire (IND) sera négatif.[1]

---

[1] La prise en compte du phénomène d'indexation dans un modèle partiel soulève un problème de méthodologie. En effet, dans la mesure où l'indexation est un des facteurs sur lesquels porte la négociation, on peut considérer que l'on utilise alors une variable explicative qui est endogène. Le coefficient estimé de la variable IND peut donc comporter un biais d'estimation dans la mesure où nous utiliserons les moindres carrés ordinaires pour estimer nos équations.

Contrôle et gel des prix et salaires

Plusieurs tests ont été faits à l'aide de la banque de données que nous avons utilisée[1] quant à la façon la plus efficace de tenir compte du phénomène de contrôle des prix et salaires. Il ressort de ces expériences qu'une variable semi-tendancielle donne en général les meilleurs résultats pour les secteurs publics et para-publics. Nous avons alors utilisé une variable auxiliaire (CONTR) qui prend la valeur .75 au quatrième trimestre de 1975, puis 1 par la suite pour la période des contrôles. Ceci permet de tenir compte des délais d'application de cette législation.[2]

Nous avons par ailleurs utilisé une autre méthode pour évaluer l'impact du contrôle des prix et salaires sur le comportement des salaires dans les secteurs étudiés. Nous avons estimé les équations sur un échantillon allant jusqu'au troisième trimestre de 1975. Puis nous avons réestimé les équations (sans la variable CONTR) sur toute la période échantionnale qui va jusqu'en 1978. Cette division de l'échantillon permet de voir la sensibilité des coefficients aux contrôles; notamment, le coefficient se rapportant à l'inflation anticipée peut être affecté dans un échantillon s'il y a eu contrôle des prix et salaires.

---

[1] Cousineau, J.-M. et Lacroix, R., "L'impact de la politique canadienne de contrôles des prix et des revenus sur les ententes salariales", Canadian Public Policy, 1978.

[2] Le gouvernement ontarien a imposé en 1976 un gel des salaires pour les travailleurs du secteur hospitalier. Pour tenir compte de cette décision, nous utilisons une variable auxiliaire prenant la valeur 1 en 1976 pour toutes les conventions du secteur hospitalier ontarien et 0 dans les autres cas. Cette variable auxiliaire (GELONT) remplace pour cette année-là celle des contrôles dans le cas du secteur hospitalier ontarien.

Maturité syndicale

Au cours de la période d'analyse, plusieurs groupes de travailleurs ont signé leur première convention collective. Ce phénomène vient donc modifier les règles du jeu des négociations pour les parties en présence. Avant la syndicalisation de travailleurs comme les infirmières ou les enseignants où il existe un nombre limité d'employeurs, on se trouve en présence d'une situation de marché se rapprochant d'un monopsone.[1]

On pourrait parler plus exactement de "monopsones locaux" où quelques maisons d'enseignement ou institutions hospitalières sont les seuls employeurs de professeurs et d'infirmières dans une région donnée. C'est pourquoi nous indiquons qu'il s'agit d'une situation se rapprochant d'un monopsone, car il ne s'agit pas d'un monopsone pur en ce sens qu'il existe une certaine mobilité entre les régions et les provinces canadiennes qui tend à freiner le pouvoir monopsoniste des employeurs. L'introduction d'un syndicat dans ce contexte vient bouleverser le rapport de force entre employeur et employé dans une mesure qui dépend de différents facteurs tels que le pouvoir de monopsone que détenait déjà l'employeur, du militantisme du syndicat et des appuis qu'il peut avoir auprès de la population, des modes de négociation associés à l'existence d'un syndicat (droit de grève, arbitrage obligatoire ou non...) et ainsi de suite.

---

[1]Voir - Landon, J.H. et Baird, R.N., "Monopsony in the Market for Public School Teachers", American Economic Review, Décembre 1971.
- Landon, J.H. et Link, C.R., "Monopsony and Union Power in the Market for Nurses", Southern Economic Journal, Avril 1975.
- Gunderson, M., "Wage Determination in the Public Sector", Discussion Paper, Anti-Inflation Board, 1977.

Ainsi, d'une situation se rapprochant d'un monopsone local, on passe vers une situation s'apparentant à un monopole bilatéral avec l'apparition d'un syndicat. Nous avons tenté de capter l'effet de ce changement dans les rapports de force sur la croissance des salaires en introduisant une variable de "maturité syndicale" (MATUR). L'hypothèse que nous tentons ici de vérifier serait que la première convention signée résulterait en une hausse de salaire plus considérable que celle que l'on obtiendrait normalement, compte tenu de tous les autres facteurs déterminant les hausses salariales. Puis, dans une perspective à plus long terme, on peut penser que ces effets de transformation du marché se font sentir à un degré moindre au moment de la signature d'une deuxième ou troisième convention collective de sorte que la valeur des coefficients estimés de la variable de maturité syndicale serait positive et décroissante avec le nombre de conventions signées.

Nous avons introduit ainsi une variable dichotomique pour chaque entente lorsqu'il s'agissait d'une première,seconde, troisième ou quatrième convention. Pour les cas où il s'agissait d'un cinquième contrat ou plus, nous ne mettons aucune variable auxiliaire afin d'une part d'éviter un problème de singularité de la matrice au moment de l'estimation et parce que d'autre part, l'impact de la syndicalisation sur la croissance des salaires devrait nettement s'estomper après quelques conventions collectives.

nous divisons l'échantillon en sous-échantillons où le premier contient les conventions de 18 mois et moins, le second, les conventions de 19 à 29 mois et le troisième, des conventions de plus de 30 mois.

Nous pouvons donc résumer cette discussion sur les différentes variables apparaissant dans le modèle en écrivant les équations qui ont été estimées :

Secteur de la santé

$$\dot{w}_{it} = \beta_0 + \beta_1 NPV^2_{t-N} + \beta_2 \dot{P}^2_{t-N} + \beta_3 SM_t + \beta_4 IND + \beta_5 CONTR + \beta_6 GELONT + \beta_{7_1} MATUR1 + \beta_{7_2} MATUR2 + \ldots + \beta_8 ADMISS + \beta_9 AROBL + \beta_{10} CONOBL + \beta_{11} DGR + \beta_{12} CENTR + \beta_{13} AN1 + \beta_{14} AN2 + u_{it} \quad (2)$$

Secteur de l'éducation

$$\dot{w}_{it} = \beta_0 + \beta_1 NPV^2_{t-N} + \beta_2 \dot{P}^2_{t-N} + \beta_3 SM_t + \beta_4 IND + \beta_5 CONTR + \beta_{6_1} MATUR1 + \beta_{6_2} MATUR2 + \ldots + \beta_7 EFFSCOL + \beta_8 AROBL + \beta_9 CONOBL + \beta_{10} DGR + \beta_{11} CENTR + \beta_{12} AN1 + \beta_{13} AN2 + u_{it} \quad (3)$$

Les équations (2) et (3) seront réestimées en enlevant CENTR et en utilisant deux sous-échantillons, l'un où les négociations sont centralisées, l'autre où les négociations sont décentralisées. Lorsque l'équation (2) contient la variable ADMISS, l'échantillon s'arrête au troisième trimestre de 1975. Les équations (2) et (3) seront aussi estimées pour l'échantillon allant jusqu'au troisième trimestre de 1975 et pour l'échantillon complet qui va jusqu'en 1978 en excluant dans les deux cas la variable CONTR.

Estimation

Nous devons rappeler que nous travaillons avec des données micro-économiques. Pour chaque augmentation du taux de salaire de base se rapportant à une convention collective donnée, nous devons inscrire dans la banque de données les informations pertinentes concernant toutes les variables décrites à la section précédente.

Il nous fallait préciser la nature du délai à assigner à NPV et à P. Dans ce genre d'échantillon qui regroupe à la fois des données en série chronologique et en coupe instantanée, il n'est techniquement pas possible de procéder à de multiples expériences pour déterminer par exemple la forme d'un retard échelonné qui serait la meilleure pour quelques variables indépendantes. Aussi, c'est par une série d'essais discrets que nous avons identifié les retards qui donnaient les meilleurs résultats. Les tests que nous avons faits et les résultats qui apparaissent dans d'autres travaux qui utilisent une

banque de données semblable[1] suggèrent que la forme de retard qui donne généralement les meilleurs résultats est la suivante :

- inflation : le taux de croissance des prix sera défini comme la moyenne du taux d'augmentation de l'indice des prix à la consommation pour les 6e, 7e, 8e mois précédant celui de la signature d'une convention. Pour chacun des mois, le taux d'augmentation est calculé par rapport au mois correspondant de l'année précédente.
- les postes vacants : nous utilisons la moyenne sur les quatre trimestres antérieurs à celui de la signature de la convention de l'indice du taux de postes vacants.[2]

---

[1] Voir en particulier Cousineau, J.-M. et Lacroix, R., "La détermination des salaires dans le monde des grandes conventions collectives : une analyse des secteurs privé et public", Conseil Economique du Canada, Ottawa, 1977. Cousineau, J.-M. et Lacroix, R., "Wage Determination in the Public and Private Sectors : The Canadian Case", Cahier 77-14, Département de Sciences Economiques, Université de Montréal, 1977.

[2] L'indice du taux de postes vacants est constitué par la division d'un indice des vacances par un indice de la population active multiplié par cent. L'année de base est 1969. A cet égard, les données sur les vacances sont disponibles pour la période allant du troisième trimestre de 1970 à aujourd'hui dans l'"Enquête sur les postes vacants" de Statistique Canada (71-002). Pour la période antérieure, nous avons raccordé les données de Denton, F., Feaver, L., et Robb, A.L., "Patterns of Unemployment Behaviour in Canada", Conseil Economique du Canada, Ottawa, 1974 à la série de Statistique Canada. Le coefficient de raccordement est calculé comme une moyenne du rapport des chiffres de Denton et al. et ceux de Statistique Canada pour les deux derniers trimestres de 1970 et les deux premiers de 1971.

L'estimation des équations se fait par la méthode des moindres carrés ordinaires. Il faut rappeler ici que la taille de nos échantillons nous permettra d'obtenir des tests "t" et "F" robustes, mais avec des données regroupés, les R^2 que l'on obtient sont nettement plus faibles qu'en série chronologique. Il est plus approprié de regarder les tests "t" pour apprécier la valeur statistique de nos résultats que les R^2. Les tests D.W. portant sur l'autocorrélation des erreurs résiduelles perdent leur signification dans un échantillon regroupé et ne sont pas reportés. Enfin, rappelons que les coefficients estimés comportent les biais d'estimation propres à l'utilisation de la méthode des moindres carrés ordinaires.

Résultats

Nous avons estimé les équations pour l'ensemble des travailleurs des secteurs de la santé et de l'éducation. Nous avons aussi examiné le comportement des salaires pour des catégories spécifiques de travailleurs dans ces secteurs (par exemple infirmières, aide infirmières, enseignants à l'élémentaire et secondaire, cols bleus, cols blancs). Nous ne reportons ici que les résultats pour l'ensemble des secteurs.[1]

---

[1]Le lecteur intéressé pourra trouver dans Rabeau, Y., "Une analyse du processus de détermination des salaires dans le monde des conventions collectives des secteurs de la santé et de l'éducation au Canada", Conseil Economique du Canada, document no 158, Ottawa, février 1980, des résultats plus détaillés concernant des groupes particuliers de travailleurs.

Secteur de la santé

Conformément à nos attentes, la sensibilité de la croissance des salaires aux conditions conjoncturelles du marché du travail pour l'ensemble du secteur de la santé est faible lorsque les négociations sont centralisées alors que le coefficient estimé se rapportant aux postes vacants est plus élevé pour le cas où les négociations sont décentralisées. En fait, comparativement au secteur privé pour l'ensemble du Canada, on remarque[1] que l'ensemble du secteur de la santé en régime décentralisé est significativement sensible aux conditions de la conjoncture. Les diverses institutions qui négocient avec les travailleurs de la santé dans le régime décentralisé seraient donc plus susceptibles de sentir l'effet de la concurrence sur le marché du travail. Il est possible que le fait que ces institutions soient jusqu'à un certain point en concurrence entre elles pour recruter du personnel les amène à être influencées par l'évolution générale de la conjoncture.

---

[1] Pour faire cette comparaison, nous avons réestimé les équations se retrouvant dans [Cousineau, J.-M. et Lacroix, R., "La détermination des salaires dans le monde des grandes conventions collectives : une analyse des secteurs privé et public", Conseil Economique du Canada, Ottawa, 1977], en incorporant les nouvelles données jusqu'en 1978 et en tenant compte de la période des contrôles. Pour le secteur privé dans l'ensemble du Canada et pour la période allant de 1967 à 1978, les coefficients estimés se rapportant aux conditions du marché du travail (NPV^2) et à l'inflation ($\dot{P}^2$) s'établissaient respectivement à 0.00012 et 0.04 et étaient significatifs avec des tests "t" excédant 9. Ces valeurs des coefficients nous serviront à faire des comparaisons entre les secteurs étudiés et le secteur privé au Canada.

En revanche, la réaction du taux de croissance du salaire de base au taux d'inflation est plus forte dans le cas de négociations centralisées que dans celui du régime décentralisé. En régime décentralisé d'ailleurs, le coefficient estimé est très près de ce que l'on trouve pour le secteur privé pour l'ensemble du Canada. Ainsi, on constate que la sensibilité de la croissance des salaires aux postes vacants et à l'inflation, pour le secteur de la santé en régime décentralisé, se rapproche nettement du comportement observé dans le secteur privé. Et par ailleurs, la progression des salaires en régime centralisé semble être plus sensible à l'inflation et moins influencée par la conjoncture de l'emploi.

D'autre part, on note que la sensibilité de la progression des salaires à l'inflation a augmenté lorsque l'on passe de l'échantillon se rapportant à la période avant l'instauration des contrôles des prix et salaires à l'échantillon complet et ce, quel que soit le régime de négociation dans lequel on se trouve.[1] Ceci suggère que l'imposition des contrôles n'a pas amené de réduction au niveau des anticipations concernant l'inflation. Toutefois, la variable auxiliaire se rapportant aux contrôles pour l'ensemble de la période échantillonnale est, telle qu'anticipée, négative et significative pour le cas des négociations centralisées. La grande sensibilité à l'inflation dans ce secteur a pu être amoindrie par l'imposition des contrôles. Dans le cas du régime décentralisé, le coefficient estimé de la variable se rapportant aux contrôles n'est pas significatif mais celui se rapportant au gel des salaires en Ontario l'est. Au

[1]On retrouvera au tableau V les résultats des tests statistiques appropriés qui indiquent si les coefficients estimés que nous comparons dans le texte sont différents d'un point de vue statistique.

plan statistique, ceci peut s'expliquer par le poids relativement important de l'Ontario dans l'échantillon. En somme, il apparaît que les contrôles ont pu jouer un rôle plus efficace dans le régime centralisé de négociation; le petit nombre d'unités de négociation aurait ainsi permis une application plus efficace du système des contrôles.[1]

Les effets de tassement (SM) dans les échelles de salaire à l'intérieur d'un secteur sont présents à la fois dans le régime centralisé et décentralisé et cet effet a joué de façon plus marquée dans le régime décentralisé.

Tel qu'anticipé, la présence de clauses d'indexation a un effet négatif sur la croissance des salaires. Cet effet est nettement plus marqué dans le cas d'un régime de négociations décentralisé. Pour le régime centralisé, le coefficient estimé accompagnant la variable auxiliaire de l'indexation est trois fois moins élevé et statistiquement moins significatif que dans le cas du régime décentralisé. Ainsi, en régime centralisé, la croissance des salaires est plus sensible à l'inflation et, de plus, lorsqu'il y a une clause d'indexation, l'effet de modération sur les salaires est plus faible que dans le cas où les négociations sont décentralisées. Une forte période d'inflation serait donc susceptible de créer des pressions inflationnistes plus considérables sur

---

[1]Le Québec qui est dans l'échantillon des conventions négociées de façon centralisée n'a pas été assujetti aux contrôles et, à ce titre, ceci suggère que les contrôles ont été très efficaces dans le cas des autres conventions collectives dans le régime centralisé.

les salaires lorsqu'on est en présence d'un régime centralisé de négociations comparativement à un régime où les institutions négocient individuellement.

Les résultats concernant la variable de maturité syndicale sont aussi particulièrement intéressants pour caractériser les régimes centralisés de négociation. Alors que le coefficient estimé de cette variable n'est pas significatif pour l'échantillon se rapportant au régime décentralisé, il est significatif dans le cas du régime centralisé lorsqu'il s'agit de la première et de la deuxième convention signée; le coefficient estimé se rapportant à la troisième convention n'est pas significatif mais, selon nos attentes, sa valeur baisse lorsque l'on passe de la deuxième convention à la troisième. Ceci suggère que la première convention signée par un syndicat dans un régime centralisé peut avoir un impact plus marqué sur la croissance des salaires que dans un régime où il existe plusieurs institutions qui négocient. Dans un régime centralisé, l'apparition d'un syndicat en transformant une situation de monopsone sur le marché du travail en une situation se rapprochant d'un monopole bilatéral à l'échelon d'une province, est susceptible d'avoir un impact assez important sur le taux de croissance des salaires au moment des négociations portant sur les premières conventions. Il s'agirait d'un effet de structure de marché dont le syndicat prendrait avantage au moment des premières conventions et cet effet irait en s'estompant dans les négociations subséquentes. A cet égard, il est intéressant de noter qu'en passant de l'échantillon avant octobre 1975 à l'échantillon complet jusqu'en 1978, les nouvelles expériences de

syndicalisation en régime centralisé ont permis de faire doubler le coefficient estimé de la variable MATUR1. Le passage récent à un régime de négociation centralisée dans certaines provinces a donc pu amener des hausses de salaire plus importantes dans ces provinces comparativement à une situation où les négociations auraient été décentralisées.

Les deux régimes de négociations se distinguent également au niveau de l'impact de la série de variables concernant les modes de négociation. Aucune de ces variables n'est significative dans le secteur à régime décentralisé sur l'ensemble de la période. En revanche, le coefficient se rapportant au droit de grève est significatif et assez élevé pour l'échantillon des conventions en régime centralisé. Ainsi, la possibilité de recourir à la grève dans un régime se rapprochant d'un monopole bilatéral au niveau provincial serait un instrument de négociation plus efficace pour obtenir des augmentations de salaire que dans le cas où il existe plusieurs institutions qui négocient avec différents syndicats. Dans un régime à négociation centralisée, le recours à la grève peut signifier une paralysie plus ou moins complète - dépendant des ententes existant au niveau des services essentiels - de tout le secteur de la santé dans une province, tandis que la menace de recourir à la grève dans un régime décentralisé peut signifier la fermeture d'une institution particulière ou quelques institutions dépendant de la négociation en cours. Dans ce cas, il y a une possibilité de substitution dans l'offre de services hospitaliers et la menace pour la population en général est beaucoup moins considérable qu'en régime centralisé. Ainsi, la possibilité de recourir à la grève, en régime décentralisé, n'affecte pas

la croissance des salaires sur l'ensemble de la période échantillonnale tandis que l'on constate un effet positif et appréciable de ce facteur en régime centralisé.

D'autre part, la conciliation obligatoire en régime de négociation centralisé, a un effet exactement opposé à celui du droit de grève. Le coefficient estimé se rapportant à la conciliation obligatoire est négatif et statistiquement significatif et à peu près du même ordre de grandeur que celui accompagnant le droit de grève. Ce serait donc la combinaison du droit de grève avec un régime centralisé qui ferait qu'une situation de monopole bilatéral provincial créerait des pressions sur la croissance des salaires. Un système centralisé, mais comportant un régime de conciliation obligatoire produirait aux termes de nos résultats des hausses de salaire nettement inférieures à la situation où il y a droit de grève et négociation centralisée.

Les résultats des régressions sur l'échantillon allant jusqu'à octobre 1975 permettent de nuancer certains résultats. Avant octobre 1975, le droit de grève avait une influence significative dans le cas d'un régime décentralisé, mais le coefficient estimé est nettement inférieur à celui obtenu en régime centralisé. Il est possible que le recours à la grève en régime décentralisé ait été perçu par les parties en présence comme étant un moyen inutile de pression en période de contrôle des prix et des salaires. Ceci pourrait expliquer en partie la disparition du droit de grève dans l'échantillon allant jusqu'en 1978 en régime décentralisé à titre de variable ayant une influence significative sur la croissance des salaires. En régime de négociation

centralisé, l'effet des contrôles des prix et des salaires aurait été plutôt de réduire l'impact du droit de grève sur la croissance des salaires : le coefficient demeure significatif dans ces deux échantillons mais il baisse de façon assez importante lorsque l'on passe de l'échantillon avant octobre 1975 à l'échantillon complet. Toutefois, le nombre plus limité d'observations dans le premier échantillon nous incite à la prudence dans l'interprétation des résultats. En somme, les résultats suggèrent que c'est un système où il y a combinaison d'un régime centralisé de négociation avec droit de grève pour les travailleurs qui est susceptible d'être le plus inflationniste comparativement à des systèmes où il y a négociation centralisée mais avec conciliation obligatoire ou encore à des régimes où les négociations sont décentralisées.

Enfin, les contrats de plus courte durée donneraient, tel qu'anticipé, des augmentations plus considérables de salaire que les contrats à plus long terme en régime décentralisé, tandis que la durée des contrats ne semble pas avoir d'effet sur la croissance des salaires en régime centralisé. Le coefficient estimé de AN^1 en régime décentralisé est significatif, celui de AN^2 plus faible et non significatif. L'absence de lien entre la durée des contrats et les hausses de salaire en régime centralisé peut s'expliquer par le fait que notre échantillon dans ce cas étant nettement plus petit ne contient pas suffisamment de contrats dans les trois catégories que nous avons distinguées pour permettre d'obtenir des résultats significatifs. Il est aussi possible que les rigidités de marché que ce système de négociation implique fassent que la durée du contrat n'a pas d'impact significatif sur la croissance des salaires.

La question de la durée a aussi été examinée en estimant des équations séparées pour les contrats appartenant aux trois catégories que nous avons distinguées. Compte tenu du nombre d'observations, nous n'avons pas pu pour cette expérience distinguer entre régime centralisé et décentralisé. Aussi, nous avons plutôt introduit une variable auxiliaire pour tenir compte de la centralisation des négociations. Les résultats sont en général conformes à ce que nous anticipions. La sensibilité de la croissance des taux de salaire à la conjoncture du marché du travail faiblit nettement lorsque la durée de la convention s'accroît, tandis que le coefficient estimé se rapportant au taux d'inflation s'accroît avec la durée sauf dans le cas des conventions de plus de 30 mois. D'autre part, les clauses d'indexation n'ont aucun effet significatif dans le cas des contrats de courte durée tandis qu'elles ont un effet statistiquement significatif et assez important sur la progression des salaires lorsque la durée du contrat se situe entre 18 et 30 mois. Les contrôles n'ont pas exercé d'influence particulière lorsqu'on ventile l'échantillon de cette façon (à l'exception du gel des salaires en Ontario pour les contrats de moyenne durée), tandis que la possibilité de recourir à la grève a un effet positif dans les contrats de courte période. Ainsi donc, en général, plus le contrat est à long terme, moins on ressentira l'effet de la conjoncture sur la croissance des salaires.

On retrouve au tableau III les résultats d'une régression portant sur l'échantillon complètement agrégé où on a tenu compte du régime centralisé à l'aide d'une variable auxiliaire. Compte tenu du grand nombre d'observations (574) en régime décentralisé comparativement au régime

centralisé (73), on trouve évidemment des résultats se rapprochant de très près de ceux trouvés pour l'équation en régime décentralisé; le coefficient estimé se rapportant à la variable auxiliaire portant sur le régime centralisé n'est pas significatif.

Enfin, on notera que la variable ADMISS que nous avons utilisée pour tenter de capter l'effet des pressions sectorielles de la demande a été exclue des équations estimées parce que le coefficient de cette variable n'était pas significatif. Il apparaît donc que l'évolution de la demande de services de santé dans la mesure où elle peut être évaluée par la variable que nous avions choisie n'a pas d'influence significative sur la croissance des taux de salaire. Il est possible cependant que ce résultat s'explique d'une part par la collinéarité inévitable qui existe entre cette variable et d'autres du modèle et d'autre part par le fait que les admissions dans les hôpitaux ne représentent pas un indicateur approprié pour l'ensemble du secteur des pressions effectives de la demande de services de santé.

Education

(1) Introduction

Nous avons estimé des équations portant sur toutes les conventions collectives de tous les travailleurs de tous les niveaux de l'éducation allant de l'élémentaire à l'universitaire. Dans ce cas, la variable "effectifs scolaires" n'apparaît pas. Comme le secteur collégial et universitaire fonctionne en général avec des règles du jeu qui diffèrent sensiblement des niveaux élémentaire et secondaire, nous avons

donc estimé des équations sous forme agrégée pour les conventions de tous les travailleurs de l'élémentaire et du secondaire. Il faut préciser d'ailleurs que pour le secteur collégial et universitaire, nous disposons de 196 observations comparativement à 944 pour l'élémentaire et le secondaire. Ceci reflète la syndicalisation beaucoup plus grande au niveau élémentaire et secondaire. En conséquence la proportion des travailleurs couverts par les conventions collectives au niveau collégial et universitaire est nettement plus faible qu'au niveau élémentaire et secondaire. Il faudra donc se rappeler que les résultats que nous présentons pour ce secteur s'appliquent au monde des travailleurs syndiqués et ne sont pas nécessairement représentatifs du comportement de tout le secteur collégial et universitaire, compte tenu du faible taux de syndicalisation.

La distinction entre négociation centralisée et décentralisée ne s'applique qu'au secteur élémentaire et secondaire puisque les régimes de négociation au niveau collégial et universitaire sont généralement décentralisés. Compte tenu du nombre d'observations disponibles, l'estimation des équations où l'on subdivise l'échantillon selon la durée des contrats n'a pas pu être faite pour l'ensemble du secteur de l'éducation. On retrouvera au tableau IV le résumé des résultats.

(2) L'ensemble du secteur

On observe une assez faible sensibilité du taux de croissance des salaires aux conditions du marché du travail alors que pour toute la période la réaction des salaires à l'inflation est assez importante et dépasse ce que l'on trouve dans l'ensemble du secteur privé au Canada. L'effet des contrôles a été significatif mais peu important pour l'ensemble du secteur. En revanche, le coefficient estimé se rapportant à l'inflation pour la période allant jusqu'à octobre 1975 était nettement plus élevé que celui obtenu pour l'ensemble de l'échantillon, de sorte qu'il est possible que les contrôles des prix et salaires aient exercé une influence au niveau des anticipations des travailleurs face à l'inflation.

Tel qu'anticipé, une convention de plus courte durée exerce un effet positif et significatif sur le taux de progression des salaires de base. Enfin, l'impact sur la croissance des salaires résultant de la syndicalisation des travailleurs semble se faire sentir au cours des deux premières conventions. Les coefficients estimés sont positifs et significatifs et celui se rapportant à la seconde convention est inférieur à celui de la première.

(3) L'ensemble du secteur élémentaire et secondaire

L'effet du marché du travail sur la croissance des salaires pour l'ensemble des travailleurs de ce secteur est le même que dans le cas précédent et ne change pas selon que l'on négocie en régime centralisé ou décentralisé. Toutefois, on remarque que les pressions

sectorielles de la demande ont une influence significative sur la progression des salaires dans tous les cas.

De façon générale, les conditions du marché du travail ont un impact sur la croissance des salaires qui se rapprochent de celles que l'on retrouve dans le secteur privé en général. En revanche, le taux de croissance des prix est la variable dont le coefficient estimé est statistiquement le plus significatif parmi les coefficients apparaissant dans les résultats; la sensibilité à l'inflation est élevée comparativement aux résultats obtenus dans le secteur de la santé et elle est plus élevée en régime décentralisé qu'en régime centralisé. Nous avions plutôt anticipé que la sensibilité de la croissance des salaires aux postes vacants serait plus faible et celle à l'inflation plus élevée en régime centralisé qu'en régime décentralisé, alors que le coefficient estimé pour les postes vacants est à peu près le même dans les deux cas et que celui se rapportant à l'inflation est plus élevé en régime décentralisé. Il faut noter, et ce, quel que soit le régime de négociation dans lequel on se trouve, que l'effet de l'inflation sur la progression des salaires est nettement plus élevée dans ce secteur parapublic que pour l'ensemble du secteur privé au Canada. Ceci peut s'interpréter comme étant le reflet de l'absence de contrainte de marché qui existe dans le secteur parapublic.

Si la variable auxiliaire se rapportant aux contrôles des prix et salaires n'est pas significative, en revanche, le coefficient estimé pour le taux d'inflation est significativement plus élevé pour

la période allant jusqu'en octobre 1975 que pour l'ensemble de la période échantillonnale. Ce résultat vaut quel que soit le régime dans lequel on négocie. Il est donc possible que les contrôles aient modifié en baisse les anticipations des travailleurs en ce qui concerne l'inflation.

Les résultats suggèrent que la croissance des effectifs scolaires a exercé une pression significative sur la progression des salaires dans le secteur de l'éducation. Par ailleurs, les règles du jeu fixées par l'Etat concernant la négociation ont des effets différents selon le régime dans lequel on négocie. Tel qu'anticipé, le droit de grève en régime centralisé a un effet positif et significatif plus important sur la croissance des salaires qu'en régime décentralisé. En revanche, l'arbitrage obligatoire semble avoir été un facteur de freinage des hausses salariales lorsqu'on est en régime centralisé, alors que l'on ne note aucune influence de cette variable en régime décentralisé. Les résultats suggèrent donc que la possibilité de recourir à la grève a favorisé un taux de croissance plus rapide des salaires dans le secteur de l'éducation lorsqu'on négocie en régime centralisé; ceci peut s'expliquer par l'impact plus considérable qu'aurait une grève dans un tel système. Cependant, si le régime de négociation centralisé comporte un processus d'arbitrage obligatoire, ceci a un effet négatif sur la hausse des salaires; en régime décentralisé, l'effet de l'arbitrage obligatoire est peut être trop diffus sur le nombre élevé de conventions pour avoir un effet statistiquement significatif pour l'ensemble du secteur.

Enfin, la durée des conventions agit sur les hausses de salaire dans le sens anticipé (le coefficient estimé positif et significatif pour les conventions de 18 mois et moins est supérieur à celui portant sur les conventions entre 18 et 30 mois) en régime centralisé mais, on ne note pas d'effet semblable en régime décentralisé.

L'effet de la centralisation des conventions, capté par une variable auxiliaire, semble avoir un effet négatif sur la croissance des salaires. C'est en fait plutôt la combinaison du droit de grève et d'un régime centralisé de négociation qui exerce un effet de pression sur la croissance des salaires.

Quelques comparaisons entre les secteurs de la santé et de l'éducation

A titre de conclusion, nous allons rapprocher les caractéristiques les plus importantes des résultats que nous avons trouvés pour les secteurs de la santé et de l'éducation. Il serait approprié de rappeler à ce stade-ci, le caractère exploratoire de cette étude. Il ne faudrait pas considérer nos conclusions comme définitives et tirer de trop hâtives généralisations quant au comportement des salaires dans les secteurs parapublics analysés. L'adoption de nouvelles conventions collectives importantes (comme par exemple celles du Québec en 1979) viendra enrichir l'échantillon et pourra venir modifier certaines des conclusions que nous avons obtenues. Nous allons ici comparer les résultats pour l'ensemble du secteur de la santé à ceux du secteur de l'éducation où l'on exclut le secteur collégial et universitaire.

La sensibilité de la croissance des salaires pour l'ensemble du secteur à la conjoncture générale du marché du travail semble beaucoup plus élevée pour le secteur de la santé que pour celui de l'éducation, alors que dans ce cas, cette sensibilité est comparable à celle que l'on retrouve dans l'ensemble du secteur privé au Canada. Toutefois, contrairement à la situation dans le secteur de la santé, les salaires dans le secteur de l'éducation ont réagi de façon significative aux pressions sectorielles de la demande de services en éducation. Ainsi, la différence de réaction des salaires aux conditions de la conjoncture entre les deux secteurs peut s'expliquer, du moins en partie, par ce phénomène.

Par ailleurs, l'influence des postes vacants sur la progression des salaires demeure la même en régime centralisé et décentralisé dans le secteur de l'éducation alors qu'elle fléchit significativement dans le cas de la santé en régime centralisé. La présence d'un régime centralisé de négociation aurait rendu la croissance des salaires plus insensible à la conjoncture dans le secteur de la santé que dans le secteur de l'éducation. L'inévitable colinéarité entre les variables postes vacants et taux d'inflation nous incite à être prudent cependant face à cette conclusion.

En effet, on trouve par ailleurs que l'effet de l'inflation sur la croissance des salaires dans le secteur de l'éducation est nettement plus élevé que dans le secteur de la santé où le coefficient estimé pour l'ensemble du secteur se rapproche de ce que l'on retrouve dans

le secteur privé. De plus, alors que la sensibilité à l'inflation s'accroît en régime centralisé pour le secteur de la santé, conformément à nos anticipations, on trouve l'effet opposé pour le secteur de l'éducation. Ces résultats contradictoires ne nous permettent pas de tirer des conclusions définitives quant au comportement en général des salaires dans les secteurs de la santé et de l'éducation face à la conjoncture et à l'inflation.

Le droit de grève a exercé un impact significatif et positif sur la croissance des salaires dans le secteur de l'éducation et c'est en régime centralisé que cet effet est le plus important. Ces résultats sont partiellement confirmés dans le cas de la santé puisque le droit de grève a un effet significatif et positif sur la progression des salaires en régime centralisé seulement.

Le passage d'une situation de monopsone local à une situation se rapprochant d'un monopole bilatéral local semble avoir un effet positif sur la croissance des salaires pour l'ensemble du secteur de l'éducation et cet effet se manifeste au cours de la signature des deux premières conventions. Dans le secteur de la santé, cet effet ne se vérifie que pour le cas de négociations en régime centralisé. On ne saurait donc conclure qu'il s'agit d'une caractéristique propre à un régime centralisé ou décentralisé.

Les contrôles des prix et salaires ont exercé un certain effet sur la croissance des salaires en régime centralisé dans le secteur de la santé et ne semblent pas avoir eu d'effet sur les anticipations

face à l'inflation. Au contraire, le coefficient estimé se rapportant à l'inflation augmente lorsque l'on inclut dans l'échantillon la période des contrôles des prix et salaires. Alors que l'on ne note aucune influence de la variable auxiliaire des contrôles sur la progression des salaires dans le secteur de l'éducation, en revanche les anticipations face à l'inflation semblent avoir été revisées en baisse dans ce secteur.

Enfin, la présence de clauses d'indexation dans le secteur de la santé a contribué à réduire la croissance du taux de salaire de base, tandis qu'on ne trouve aucun effet semblable dans le secteur de l'éducation.

Ainsi, le comportement de la croissance des salaires dans les secteurs de la santé et de l'éducation a été assez différent et il serait assez difficile de tirer des conclusions qui seraient tout à fait générales pour cet ensemble qu'on appelle le parapublic.

TABLEAU I - TAUX D'AUGMENTATION MOYEN ANNUEL DU TAUX DE SALAIRE DE BASE (NON-INDEXÉ), PONDÉRÉ PAR LE NOMBRE D'EMPLOYÉS, POUR LES NOUVELLES CONVENTIONS COLLECTIVES DANS LES SECTEURS DE L'ÉDUCATION ET DE LA SANTÉ (DONNÉES DE FLUX)

	ÉDUCATION						SANTÉ					
	Maritimes	Québec	Ontario	Prairies	Col.-Brit.	Canada[1]	Maritimes	Québec	Ontario	Prairies	Col.-Brit.	Canada[1]
1964	-	-	-	-	-	-	-	-	4.5%	-	-	4.5%
1965	-	7.7%	-	4.5%	-	6.1%	-	-	6.4	4.7%	-	5.6
1966	-	-	6.9%	-	11.0%	9.1	-	6.5%	10.1	2.4	9.6%	6.7
1967	-	7.5	15.8	8.6	-	8.7	8.4%	-	7.8	9.1	18.6	9.8
1968	8.1%	-	8.2	6.9	8.9	7.9	-	-	15.4	11.0	10.2	10.6
1969	6.0	6.1	10.0	7.2	8.2	6.4	5.1	6.5	10.9	10.6	13.8	7.3
1970	12.4	9.4	10.0	5.8	7.6	7.4	12.6	7.3	10.5	6.3	12.6	9.8
1971	7.9	6.8	8.2	6.4	8.2	7.6	11.6	6.0	12.0	7.5	-	9.8
1972	7.2	5.9	7.2	7.1	9.1	6.8	8.3	5.6	8.9	8.1	7.7	6.5
1973	9.4	11.0	9.8	7.9	11.8	9.5	11.7	-	11.9	13.0	7.3	12.0
1974	30.7	5.8	10.9	12.8	17.1	14.0	27.5	-	27.2	21.1	14.8	22.9
1975	22.1	-	20.8	20.9	15.7	19.8	26.0	-	18.2	32.9	24.7	25.6
1976	10.2	9.0	11.7	12.2	9.1	10.6	10.3	9.3	10.0	14.5	6.0	9.8
1977	6.1	8.7	6.8	7.9	5.8	6.9	7.3	-	8.2	7.3	6.0	7.1
1978	5.8	-	5.4	6.9	5.8	6.1	6.8	7.0	8.0	6.5	5.4	6.3

1 comprend les négociations multiprovinciales

Source: Ministère du Travail, Gouvernement du Canada.

TABLEAU II — STADE DES RÈGLEMENT DES CONVENTIONS COLLECTIVES (en %)

DANS LES SECTEURS DE L'EDUCATION ET DE LA SANTE

	Négociation directe	Conciliation	Médiation	Arbitrage	Grève	Autres
ÉDUCATION						
Maritimes:						
nég. non-concentrées	73.5	17.6	-	0	-	8.9
conc. en 77	41.2	47.0	-	5.9	-	5.9
Québec:						
nég.concent.	42.1	17.5	3.5	-	19.3	17.5
Ontario:						
Nég. non-conc.	34.5	7.0	15.7	3.4	1.3	38.1
Prairies:						
nég.non-conc.	34.3	32.8	0	5.7	4.3	22.9
conc. en 1973: 1973: Sask. 1977: Alberta	20.4	18.0	0.4	4.3	2.1	45.8
Col.-Brit.						
nég. non.conc.	6.3	16.4	0	45.6	0	32.7
conc. en 1979	10.7	14.3	1.2	17.3	1.8	54.0

	Négociation directe	Conciliation	Médiation	Arbitrage	Grève	Autres
SANTÉ						
Maritimes:						
nég.non-concentrées	46.1	23.1	-	7.7	0	23.1
conc.en 1974: 74: I.P.E. 76: T.N	36.1	33.3	-	0	11.1	19.6
Québec:						
nég. concent.	47.4	13.2	2.6	-	34.2	2.6
Ontario:						
nég.non-conc.	17.0	13.4	25.4	11.5	0.3	32.4
Prairies:						
nég.non-conc.	49.4	27.4	1.2	3.0	2.4	16.7
Col.-Brit.						
nég.non-conc.	46.7	20.0	26.7	6.6	-	0
conc. en 1975	7.7	30.8	15.4	38.5	-	7.6

TABLEAU III. COEFFICIENTS DES REGRESSIONS EFFECTUEES SUR L'AUGMENTATION ANNUELLE DES TAUX DE SALAIRE DE BASE DES CONVENTIONS COLLECTIVES POUR LA DUREE DU CONTRAT ($\dot{w}_{it}$) POUR LE SECTEUR DE LA SANTE

données de flux depuis janvier 1967

	CONSTANTE	NPV^2	$\dot{p}^2$	SM	IND	MATUR^1	MATUR^2	AROBL	AN^1	AN^2	CONTR	GELONT	ADMISS	CENTR	DCR	CONOBL	$\bar{R}^2$	N
Tout le secteur	-8.21 (-4.55)*	.00038 (13.54)*	.042 (4.56)*	13.54 (8.36)*	-3.31 (-2.82)*	.97 (1.66)*			3.22 (2.53)*	1.97 (1.64)	- .68 (- .83)	-2.35 (-2.07)*			.45 (.65)		.55*	647
Tout le secteur non centralisé	-9.64 (-4.09)*	.00038 (12.33)*	.045 (4.25)*	14.59 (8.12)*	-4.18 (-2.45)*				4.15 (2.14)*	3.08 (1.62)	- .42 (- .43)	-2.84 (-2.31)*			.29 (.37)		.54*	574
Tout le secteur centralisé	-2.77 (-1.46)	.000092 (2.09)*	.069 (6.99)*	8.68 (4.69)*	-1.45 (-1.95)*	3.29 (4.11)*	3.20 (3.36)*	1.56 (1.63)			-2.75 (-4.08)*				4.03 (2.23)*	-4.94 (-2.88)*	.76*	73
Tout le secteur avant oct. 1975	-9.08 (-4.00)*	.00038 (10.54)*	.036 (2.93)*	13.96 (6.53)*	-6.01 (-3.41)*	.84 (1.20)			4.52 (2.89)*	2.10 (1.37)					2.17 (2.32)*		.55*	435
Tout le secteur non central. avant oc.'75	-10.99 (-3.81)*	.00039 (10.11)*	.036 (2.73)*	14.30 (6.32)*	-8.21 (-3.06)*	.76 (1.00)			5.98 (2.61)*	3.79 (1.70)*					2.05 (2.05)*		.54*	401
Tout le secteur centralisé avant oct. 1975	.34 (.10)	.000071 (1.07)	.052 (3.46)*	7.94 (2.47)*	-2.95 (-2.17)*	1.81 (2.19)*									11.61 (3.98)*	-13.06 (-4.90)*	.85*	34
Tout le secteur moins que 18 mois	-11.50 (-4.40)*	.00059 (13.53)*	.020 (1.43)	17.65 (5.22)*											3.06 (2.38)*		.56*	267
Tout le secteur entre 18 et 30 mois	-3.41 (-2.84)*	.00021 (7.50)*	.072 (6.00)*	13.82 (9.42)*	-4.29 (-3.83)*			-1.08 (-1.58)			- .99 (- .97)	-5.29 (-5.02)*		-2.75 (-2.66)*			.62*	333

Note: Les chiffres entre parenthèses sont les tests "t"
Le signe * indique que le test "t" est significatif au niveau de 5%.

N: nombre d'observations

TABLEAU III - SANTÉ (suite)

	CONSTANTE	NPV^2	ρ^2	S M	IND	MATUR^1	MATUR^2	ABOBL	AN^1	AN^2	CONTR	GELONT	ADMISS	CENTR	DGR	CONSOL	$\bar{R}^2$	N
Tout le secteur plus de 30 mois	-3.59 (-1.61)	.00017 (3,38)*	.012 (1.24)	10.68 (4.17)*										-2.80 (-3.13)*	3.43 (2.44)*		.51*	47

TABLEAU IV COEFFICIENTS DES REGRESSIONS EFFECTUEES SUR L'AUGMENTATION ANNUELLE DES TAUX DE SALAIRE DE BASE DES CONVENTIONS COLLECTIVES POUR LA DUREE DES CONTRATS ($\dot{\omega}_{i\bullet}$) POUR LE SECTEUR DE L'EDUCATION

Données de flux depuis janvier 1967

	Constante	ΔPV^2	$\bar{p}^2$	SM	CONTR	EFPSCOL	DGR	AN^1	AN^2	CENTR	IND	$MATUR^1$	$MATUR^2$	ARQBL	CONSBL	R^2	N
Tout le secteur	-3.13 (-3.86)*	.00013 (6.27)*	.069 (10.89)*	10.21 (9.64)*	-1.20 (-2.46)*			2.19 (5.38)*		- .89 (-1.79)*		1.79 (4.37)*	1.19 (2.76)*			.41*	1,140
Tout le secteur avant Oct. 1975	- .054 (- .048	-.000050 (-1.47)	.11 (9.60)*	10.66 (6.40)*				2.43 (4.15)*			2.06 (1.77)*					.44*	558
Élém.-second. profs, cols bleus et blancs, centralisé	-8.88 (-4.46)*	.00014 (5.88)*	.069 (6.04)*	14.78 (7.51)*		.64 (2.91)*	2.72 (1.97)*	4.35 (3.39)*	1.80 (1.29)					-3.26 (-3.36)*		.69*	216
Élém.-second. profs, cols bleus et blancs, non centralisé	-2.70 (-2.26)*	.00013 (4.53)*	.090 (9.98)*	9.07 (5.41)*	- .48 (- .64)	.87 (4.13)*	1.56 (2.88)*									.35*	728
Élém.-second. profs, cols bleus et blancs avant oct. 1975	.076 (.06)	-.00011 (-2.52)*	.15 (9.78)*	11.73 (5.34)*			2.04 (3.02)*			-1.97 (-1.97)*						.42*	431

Note: Les chiffres entre parenthèses sont les tests "t"
Le signe * indique que le test "t" est significatif au niveau de 5%

N : Nombre d'observations

.... suite

TABLEAU IV - EDUCATION (suite)

	Constante	NPV^2	$\dot{p}^2$	SM	CONTR	EFFSCOL	DGR	AN^1	AN^2	CENTR	IND	MATUR^1	MATUR^2	AROBL	CONOBL	$\bar{R}^2$	N
élém.-second. profs, cols bleus, cols blancs, avant oct. 1975 centralisé	-6.21 (-1.24)	- .00022 (-1.88)*	.13 (3.86)*	24.24 (6.26)*				7.69 (3.67)*							1.24 (.95)	.60*	68
élém.-second. profs, cols bleus, cols blancs, avant octo. 1975 non central.	-1.62 (- .88)	-.000080 (-1.65)*	.15 (8.55)*	10.80 (4.21)*		.57 (2.01)*	1.55 (2.08)*	1.55 (1.95)*			5.30 (2.18)*					.39*	383

TABLEAU V - TESTS DE COMPARAISON DES COEFFICIENTS ESTIMES[1]

	$\hat{\beta}_{k_1}$	$\hat{\beta}_{k_2}$	$\hat{\sigma}(k_1-k_2)$	test-t
1. Secteur santé:	tout le secteur	tout le secteur avant oct.'75		
Coefficient de $\dot{P}^2$	0.042	0.036	0.015	0.40
	tout le secteur centralisé	tout le secteur centralisé avant oct.'75		
Coefficient de $\dot{P}^2$	0.069	0.052	0.018	0.94
Coefficient de MATUR1	3.29	1.81	1.15	1.29
Coefficient de DGR	4.03	11.61	3.44	-2.20*
	tout le secteur non-centralisé	tout le secteur non-centralisé avant oct.'75		
Coefficient de $\dot{P}^2$	0.045	0.036	0.017	0.53
	tout le secteur non-centralisé	tout le secteur centralisé		
Coefficient de SM	14.59	8.68	2.58	2.29*
Coefficient de $\dot{P}^2$	0.045	0.069	0.015	-1.60
Coefficient de DGR	0.28	4.03	1.96	-1.91*
Coefficient de NPV^2	0.00038	0.000092	0.000054	5.33*
Coefficient de IND	-4.18	-1.45	1.86	-1.47
	tout le secteur non-centralisé avant oct.'75	tout le secteur centralisé avant oct.'75		
Coefficient de DGR	2.05	11.61	3.09	-3.09*

*Le test-t est significatif au niveau 5%.

TABLEAU V - TESTS DE COMPARAISON DES COEFFICIENTS ESTIMES[1] (suite)

	$\hat{\beta}_{k_1}$	$\hat{\beta}_{k_2}$	$\hat{\sigma}(k_1-k_2)$	test-t
	tout le secteur moins que 18 mois	tout le secteur plus de 30 mois		
Coefficient de NPV^2	0.00059	0.00017	0.000067	6.27*
Coefficient de $\dot{P}^2$	0.020	0.012	0.017	0.47
	tout le secteur moins que 18 mois	tout le secteur entre 18 et 30 mois		
Coefficient de NPV^2	0.00059	0.00021	0.000052	7.31*
Coefficient de $\dot{P}^2$	0.020	0.072	0.018	-2.89*
2. Secteur Education:	tout le secteur	tout le secteur avant oct.'75		
Coefficient de $\dot{P}^2$	0.069	0.11	0.013	-3.15*
	tout le secteur	tout le secteur élém.-second.		
Coefficient de NPV^2	0.00013	0.00014	0.000028	-0.36
	tout le secteur élém.-second. non-centralisé	tout le secteur élém.-second. centralisé		
Coefficient de NPV^2	0.00013	0.00014	0.000038	-0.26
Coefficient de $\dot{P}^2$	0.090	0.069	0.014	1.50
Coefficient de DGR	1.56	2.72	1.48	-0.78
	tout le secteur élém.-second.	tout le secteur élém.-second. avant oct.'75		
Coefficient de $\dot{P}^2$	0.084	0.15	0.016	-4.13*

*Le test-t est significatif au niveau 5%.

TABLEAU V - TESTS DE COMPARAISON DES COEFFICIENTS ESTIMES[1] (suite)

	$\hat{\beta}_{k_1}$	$\hat{\beta}_{k_2}$	$\hat{\sigma}(k_1 - k_2)$	test-t
	tout le secteur élém.-second. non-centralisé	tout le secteur élém.-second. non-centralisé avant oct.'75		
Coefficient de $\dot{P}^2$	0.90	0.15	0.020	-3.00*
	tout le secteur élém.-second. centralisé	tout le secteur élém.-second. centralisé avant oct.'75		
Coefficient de $\dot{P}^2$	0.069	0.13	0.036	-1.69*
3. Secteurs santé et éducation:	éducation tout le secteur élém.-second.	santé tout le secteur		
Coefficient de $\dot{P}^2$ Coefficient de NPV^2	0.084 0.00014	0.042 0.00038	0.011 0.000033	3.82* -7.27*

[1]Nous avons fait le test suivant. Nous avons un modèle pour chaque échantillon:

$y_1 = X_1 B_1 + \varepsilon_1$ pour l'échantillon 1

$y_2 = X_2 B_2 + \varepsilon_2$ pour l'échantillon 2.

On teste que le coefficient $\hat{\beta}_k$ de X_k est égal pour les 2 modèles.

On a que $\hat{\beta}_{k_1} : N\left(\beta_{k_1}, \sigma_{\beta_{k_1}}\right)$

$\hat{\beta}_{k_2} : N\left(\beta_{k_2}, \sigma_{\beta_{k_2}}\right)$,

ce qui implique que $\hat{\beta}_{k_1} - \hat{\beta}_{k_2} : N\left(\beta_{k_1} - \beta_{k_2}, \sqrt{\sigma^2_{\beta_{k_1}} + \sigma^2_{\beta_{k_2}} - 2\,\sigma_{\beta_{k_1}\beta_{k_2}}}\right)$

On peut alors appliquer le test-t habituel. On compare par rapport à β_{k_1} et β_{k_2} nuls et on peut supposer que la covariance entre β_{k_1} et β_{k_2}, $\sigma_{\beta_{k_1}\beta_{k_2}}$, est nulle. On a donc $\hat{\beta}_{k_1} - \hat{\beta}_{k_2}$

$$\frac{\hat{\beta}_{k_1} - \hat{\beta}_{k_2}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{\beta_{k_1}} + \hat{\sigma}^2_{\beta_{k_2}}}} : t_\infty$$

Il faut noter que ce test n'est valable qu'asymptotiquement mais nos échantillons étant très larges, nous pouvons nous en servir.

*Le test-t est significatif au niveau 5%.

UNIVERSITE DE MONTREAL

DEPARTEMENT DE SCIENCE ECONOMIQUE

ET

CENTRE DE RECHERCHE EN DEVELOPPEMENT ECONOMIQUE

CAHIERS DE RECHERCHE *(DISCUSSION PAPERS)*
1978 A AUJOURD'HUI *(1978 to Date)*

Numéro	Auteur(s)	Titre
*7801	M. Gaudry, M. Wills	"Testing the Dogit Modal with aggregate Time Series and Cross-Sectional Travel Data".
*7802	M. Los	"Combined Residential Location and Transportation Models".
*7803	M. Gaudry	"Modeling Ignorance and Behavioral Asymmetry in the Choice of Travel Mode : A Class of Inverse Power Transportation Probabilistic Models".
*7804	M. Gaudry	"A Generalized Logit Mode Choice Model".
7805	C. Bronsard, L. Grondin	"Sur la tarification optimale des services téléphoniques canadiens".
7806	C. Bronsard, L. Salvas-Bronsard	"Sur l'estimation d'un système complet de demande sous rationnements quantitatifs".
7807	V. Corbo, J.M. Dufour	"Fonctions de production dans l'économie du Québec".
*7808	M. Gaudry	"A Dogit Model of Travel Mode Choice in Montreal".
*7809	M. Gaudry, L. Lamarre	"Estimating Intercity Origin-Destination Matrices from Traffic Counts : A Simple Linear Model for Quebec".
7810	C. Montmarquette. P. Forest	"Application et interprétation d'un test statistique de causalité à la politique fiscale et monétaire canadienne".
7811	Y. Rabeau	"Un modèle de la détermination des salaires dans l'industrie de la construction au Québec".
7812	Y. Rabeau	"Stabilisation régionale et tensions inflationnistes : le cas de l'industrie de la construction au Québec".
*7813	M. Los, L.D. Hopkins	"Location-Allocation Algorithms for Land use Plan Design with Fixed and Substitutable Interactions".

*Publié conjointement par le Département de Science Economique et le Centre de Recherche sur les Transports.

Numéro	Auteur(s)	Titre
*7814	M. Gaudry, M. Dagenais	"The Use of Box-Cox Transformations in Regression Models with Heteroskedastic Autoregressive Residuals".
7815	J.M. Dufour	"Rank Tests for Serial Dependence".
7816	V. Corbo, A. Martens	"Le tarif extérieur canadien et la protection manufacturière québécoise : 1966-1974".
7817	F. Vaillancourt P. Saint-Laurent	"L'évolution des différences entre Canadiens-français et Canadiens-anglais, Québec 1961-1971 : les revenus".
7818	R. Théoret	"Une analyse du déséquilibre du bilan des banques à charte canadiennes 1967-1976".
7819	M. Boyer	"Multiperiod Nonuniform Pricing with Interdependent Demand and Separate Markets".
7820	R. Théoret	"L'impact de la Banque du Canada sur la disponibilité du crédit bancaire : 1967-1976".
*7821	M. Los	"Some Reflexions on Epistemology, Design and Planning Theory".
7822	J.M. Cousineau	"L'impact du salaire minimum sur le chômage des jeunes et des femmes au Québec".
7823	C. Bronsard	"Economie et culture".
7824	F. Vaillancourt, R. Roy	"Les différences dans le niveau de revenu des francophones et anglophones au Nouveau-Brunswick, 1971".
7825	A. Demontigny, A. Martens	"Planification macroéconomique du développement et coûts d'opération et d'entretien des projets de l'Etat : un essai de simulation".
*7826	M. Gaudry, M. Dagenais	"The Generalized Dogit Mode Choice Model".
7827	M. Boyer	"Decentralized Planning in Unintegrated Systems".
7828	G.P. Jenkins, C. Montmarquette	"Estimating the Private and Social Opportunity Cost of Displaced Workers".
7829	M. Boyer	"Constraints on Portfolios and the Structure of Yields and Interest Rates".

Numéro	Auteur(s)	Titre
7901		"Liste des Cahiers de recherche (1971-1978)".
7902	M. Dagenais, D.L. Dagenais	"A General Approach for Estimating Econometric Models with Incomplete Observations".
7903	R. Lacroix, C. Lemelin	"Education supérieure et revenu".
7904	F. Vaillancourt	"The Role of Language in the Determination of the Labour Earnings of Quebec Males in 1970".
7905	C. Bronsard, D. Leblanc	"Théorie générale du consommateur et applications".
7906	R. Lafrance	"Bank Pricing and Portfolio Allocation : An Econometric Study of Canadian Banks 1961-73".
7907	P.-P. Proulx	"Regional Economic Disparities in Canada - Indicators causes, and new Policy Approaches[1] for a Renewed Federalism".
7908	C. Bronsard, L. Salvas-Bronsard	"L'Econométrie de la demande".
7909	R. Lafrance	"A Disequilibrium Model of Bank Pricing and Portfolio Allocation : Canadian Banks 1961-73*".
7910	M. Boyer, F. Martin	"Le coût de l'électricité au Québec : 1976-1990".
7911	F. Vaillancourt	"Les attributs linguistiques et la détermination du revenu des hommes au Québec en 1971 : les groupes d'âge et d'éducation".
7912	M. De Vroey	"Travail abstrait, valeur et marchandise. Une réinterprétation de la théorie de la valeur de Marx".
7913	M. De Vroey	"Valeur, monnaie et inflation".
7914	M. Boyer, R. Kihlstrom, J.-J. Laffont	"Le calcul économique des choix discrets: le cas de la publicité trompeuse".
7915	F. Vaillancourt, N. Cloutier, E. Bastien	"Household demand for water : some further evidence".

Numéro	Auteur(s)	Titre
7916	F. Vaillancourt	"The economics of language and earnings : a case study of Quebec males in 1970 for specific industries and occupations".
7917	R. Lacroix, F. Dussault	"La grève : ses facteurs déterminants et son effet sur les hausses de salaire. Une synthèse critique".
7918	J.-G. Loranger	"Le capital financier international, une approche dialectique".
7919	C. Bronsard, L. Salvas-Bronsard	"Chômage involontaire et modèle de Rotterdam".
7920	L. Dudley, C. Montmarquette	"Determinants of Government expenditures: an application of the linear expenditure system".
7921	J.-M. Cousineau	"Indexation des salaires et paix industrielle".
7922	Y. Rabeau, N. Morin	"Un modèle à moyen terme de l'économie du Québec".
7923	R. Lafrance, G. Deschênes	"Testing mean-variance portfolios for Canadian Banks : some preliminary results".
7924	R. Lacroix, Y. Rabeau	"Propositions pour une politique de stabilisation économique régionale au Canada".
7925	P.-P. Proulx	"Productivité : définition, problèmes conceptuels et de mesure, et relations aux flux commerciaux interprovinciaux et Canada-USA".
7926	D.W. Boothby	"Les carrières des jeunes femmes : un modèle à équations simultanées".
7927	M. Lagueux	"A propos d'une erreur d'interprétation d'un exemple numérique dans l'édition Allemande des Grundrisse".
7928	M. Boyer, F. Martin	"Le coût d'opportunité économique du capital dans les entreprises publiques: le cas de Hydro-Québec".
7929	R. Lafrance	"Consumption externalities resulting from Interpersonal Income comparisons : the properties of the derived demand functions".
7930	F. Mayer	"Sur l'utilisation du critère de décision Mélo dans le choix d'un seuil de signification optimal".
7931	M. Los	"Discrete choice modelling and disequilibrium in land use and transportation planning".

Numéro	Auteur(s)	Titre
7932	Y. Rabeau, A. Assayag	"L'inflation au Canada dans un contexte international : quelques résultats empiriques".
7933	M. Florian, M. Gaudry	"A Conceptual framework for the "Supply Side" in transportation systems".
7934	Tran Cong Liem	"DSDM:L-1 Program for Box-Cox transformation in regression models with heteroskedastic and autoregressive residuals".
7935	J.M. Cousineau	"La mobilité interprovinciale de la main-d'oeuvre au Canada : le cas de l'Ontario, de la Nouvelle-Ecosse et du Nouveau-Brunswick".
7936	C. Bronsard, G. McDougall	"Cent ans après".
7937	F. Vaillancourt	"Nationalism and language policies: an alternative view".
	F. Vaillancourt J.O. Ferron	"Qui perd sa langue, perd sa foi".
7938	F. Dussault	"La détermination des salaires dans le secteur public municipal".
7939	L. Dudley	"Bilateral trade flows under endogenous stabilisation policy".
7940	F. Vaillancourt	"La situation démographique et socio-économique des francophones du Québec: une revue".
7941	F. Vaillancourt	"Les cadres francophones au Québec : une note".
7942	J.G. Loranger	"Un essai dialectique sur le capital financier et son application au Canada".
7943	M. Los, Sang Nguyen	"Spatial allocation on a network with congestion".
7944	G. Dionne	"Moral hazard and search activity".
7945	F. Dussault, R. Lacroix	"Activité de grève : un test des hypothèses explicatives traditionnelles".
7946	P.-P. Proulx	"Les effets socio-économiques de la libre circulation des marchandises, personnes, services et capitaux sur les unités membres et la structure intégrative".

Numéro	Auteur(s)	Titre
7947	F. Dussault, R. Lacroix	"La détermination des salaires dans les secteurs exposé et abrité de l'économie canadienne".
7948	G. Dionne	"Analyse des effets de l'assurance et de la relation de confiance consommateur-producteur sur les possibilités d'abus des chirurgiens".

Numéro	Auteur(s)	Titre
8001	C. Bronsard, L. Salvas-Bronsard	"Sur les différentes formes structurelles engendrées par la théorie de la demande et leur utilisation en économétrie : systèmes direct, réciproque, mixte et système avec rationnement quantitatif".
8002	M. Lagueux	"Le recours au concept de "paradigme" dans l'analyse de la pensée économique".
8003	M. Bouchard, R. Roy	"L'élasticité de la demande des facteurs de production variables dans un secteur industriel bénéficiant de rentes".
8004	C. Beauregard, J.-M. Dufour, F. Vaillancourt	"An annotated bibliography of canadian public finance (revenue side) 1946-1979 : A first round".
8005	M. Los	"Cadre comptable rectangulaire et estimation de matrices input-output interrégionales".
8006	G. Dionne	"Le risque moral et la sélection adverse: une revue critique de la littérature".
8007	M. Los	"Conception d'un modèle de prévision des flux interrégionaux de marchandises pour le Canada".
8008	F. Vaillancourt, J. Pes	"Revenus et niveaux de bilinguisme écrit et oral : les hommes québécois en 1971".
8009	J.-M. Cousineau	"The effect of economic activity on strikes : a search for a determinate solution".
8010	J.-M. Dufour	"Tests of equality between sets of coefficients in several regressions with explanatory-variable matrices of any rank".
8011	M. Dagenais, M. Gaudry, Tran Cong Liem	"Multiple regression analysis with Box-Cox transformations and nonspherical residual errors : a transportation application".
8012	G. Dionne	"The effects of unemployment benefits on U.S. unemployment rates : a comment".
8013	C. Montmarquette, C. Dallaire	"Le rendement des obligations provinciales et l'incertitude politique; une analyse de séries chronologiques".
8014	L. Dudley	"Macroeconomic interdependence and the terms of trade".

Numéro	Auteur(s)	Titre
8015	C. Bronsard, L. Salvas-Bronsard	"System of demand equations for different states of the markets and for different regimes".
8016	M. De Vroey	"Travail abstrait, valeur et marchandise : une réinterprétation de la théorie de la valeur de Marx".
8017	C. Bronsard, R. Lafrance	"A note on the simultaneous derivation of demand and expectation functions".
8018	Y. Rabeau, D. Lapointe-Babin, D. Bilodeau	"Dossier sur les salaires dans les secteurs de la santé et de l'éducation au Canada".
8019	F. Vaillancourt	"The financing of local authorities in Quebec; the reform of Bill 57".
8020	M. Los, C. Lardinois	"Combinatorial programming, statistical optimization and the optimal transportation network problem".
8021	J.-G. Loranger	"Tendances du capital financier au Canada".
8022	M. Bouchard, R. Roy	"L'Elasticité de la demande des facteurs de production variables dans un secteur industriel ayant un nombre fixe d'entreprises".
8023	M. Bouchard	"Le progrès économique et ses effets à courte échéance sur la répartition du revenu national".
8024	P. Michel	"On the transversality condition in infinite horizon optimal problems".
8025	R. Lacroix, F. Vaillancourt	"Fields of study, language skills and the earnings of Quebec's highly qualified manpower".
8026	J.-M. Dufour	"Tests of Exogeneity".
8027	D. Racette	"The role of banking failures in the money process during the Great Depression in the United States".
8028	M. Los	"A transportation oriented multiregional economic model for Canada".
8029	J.-M. Dufour	"A simple proof for the Chow Test when the number of observations is insufficient".
8030	A. Hollander	"Economies of information and horizontal merger".
8031	D. Encaoua, A. Jacquemin, P. Michel	"Stratégies dynamiques de prix et structures de marché".
8032	Y. Rabeau	"Une analyse du processus de détermination des salaires dans le monde des conventions collectives des secteurs de la santé et de l'éducation au Canada".

Numéro	Auteur(s)	Titre
8033	C. Bronsard, E. Wagneur	"The Lancaster paradox and keynesian economics".